Mise en place d'expériences en plantations de palmiers à huile ou de cocotiers

III. — Considérations d'ordre statistique (1)

INTRODUCTION

Les deux « Conseils » précédents (1) traitaient des principes généraux de l'expérimentation au champ et des dispositions pratiques de mise en place. Il a paru intéressant de les compléter par quelques considérations d'ordre statistique sur les règles qui gouvernent le choix d'un dispositif expérimental en introduisant notamment la notion de confiance à accorder à l'interprétation des différences observées.

I. — PRINCIPES GÉNÉRAUX

Une expérience est destinée à comparer l'effet des traitements sur la plante et en particulier sur le rendement. Elle doit permettre à l'expérimentateur de porter un jugement de valeur sur une différence observée. Une expérience est donc bien conçue si elle a une probabilité élevée de montrer que les différences observées sont bien dues à l'effet des traitements et non pas à celui du hasard.

II. — NOTIONS DE RISQUES D'ERREUR

Deux parcelles de plantation, même contiguës, fournissent en général des rendements différents à cause de l'hétérogénéité des sols et du matériel végétal. Si un traitement particulier est appliqué à la parcelle la plus productive, il y a risque de conclure sans raison à l'effet de ce traitement sur la production. On parle dans ce cas d'un risque de première espèce. Si le traitement est affecté à la parcelle naturellement la moins productive, il y a, au contraire, risque de conclure à l'inefficacité d'un traitement dont l'effet existe mais n'est pas suffisant pour compenser le handicap initial. On parle dans ce cas de risque de 2[e] espèce.

Pour réduire ces deux risques d'erreur, on a recours à de nombreuses répétitions de la comparaison en affectant les traitements par tirage au sort dans chacune d'elles.

1. — Risque de 1[re] espèce.

C'est donc la probabilité de conclure à une différence entre deux traitements qui n'existe pas en réalité parce qu'elle est due au hasard. C'est l'expérimentateur lui-même qui fixe la limite supérieure de cette probabilité. Il adopte en général pour l'expérimentation agricole la valeur α de 0,05 ou 0,01, c'est-à-dire qu'il acceptera la différence observée si elle n'a que 5 p. 100 ou 1 p. 100 de chance d'être due au hasard.

2. — Risque de 2[e] espèce.

C'est la probabilité β de ne pas déceler une différence réelle. (1-β) est appelée **puissance de l'expérience** puisqu'elle représente au contraire la probabilité de mettre en évidence une différence donnée.

Sans entrer dans le détail des justifications mathématiques, on peut dire que la puissance d'une expérience augmente :

— quand α augmente, c'est-à-dire quand l'expérimentateur prend plus de risques de conclure à une différence qui n'existe pas ;

— quand la différence à mesurer est plus forte ;

— et enfin quand l'écart-type de la différence entre deux traitements diminue.

En fait l'expérimentateur, s'étant fixé préalablement la valeur de α, ne peut agir sur la puissance de l'expérience qu'en diminuant l'écart-type, c'est-à-dire en réduisant la variabilité ou en augmentant le nombre des répétitions.

---

(1) Parties I et II : « Conseils de l'IRHO » n[os] 240 et 241 (*Oléagineux*, 1984, **39**, N° 1, p. 7-12 ; N° 2, p. 69-72).

Retour au menu

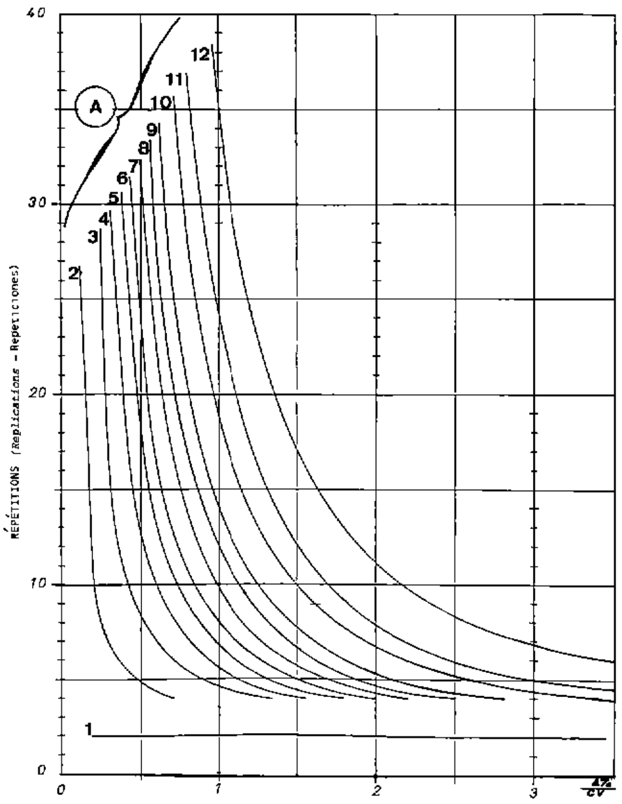

FIG 1. — **Risque de 1^re^ espèce** (*1st. degree risk* - Riesgo de 1^er^ tipo).
α = 0,05 — Test unilatéral (*Unilateral test* - Prueba unilateral).
(A) = Valeurs de β (β *values* - Valores de β) :

1 = 0,95	5 = 0,60	9 = 0,20
2 = 0,90	6 = 0,50	10 = 0,10
3 = 0,80	7 = 0,40	11 = 0,05
4 = 0,70	8 = 0,30	12 = 0,01

[Extrait de (*From* - Extracto del estudio de) G. PHILIPPEAU].

III. — CALCUL DU NOMBRE DES RÉPÉTITIONS

a) Pour deux traitements en comparaison, le nombre de répétitions n est donné par la formule suivante :

$$(1) \quad n = 2\left(\frac{CV}{\Delta}\right)^2 (t_2\alpha + t_2\beta)^2 \quad \textbf{(test unilatéral)}$$

valable pour n < 30 avec :

— Δ = différence entre traitements en p. 100 de la moyenne,

— CV = coefficient de variation, c'est-à-dire écart-type en p. 100 de la moyenne,

— $t_2\,\alpha$ = valeur du test des tables de Student-Fisher (1),

— $t_2\,\beta$ = même définition que pour $t_2\,\alpha$.

b) Le test unilatéral précédent répond à la question du type : « un nouveau traitement est-il supérieur à un autre déjà connu et considéré comme témoin ? » Si l'on ne recherche pas confirmation d'une telle supériorité, il faut alors se référer au **test bilatéral** d'équation :

$$(2) \quad n = 2\left(\frac{CV}{\Delta}\right)^2 (t\alpha + t_2\beta)^2$$

(1) $t_2\,\alpha$ = nombre ayant probabilité 2 α d'être dépassé, en valeur absolue, par une loi de Student à n-1 degré de liberté. Par exemple, pour n = 30 et α = 0,05, t = 2,045.

c) Des formules précédentes, on peut déduire n'importe lequel des 5 paramètres en connaissant les 4 autres. On a construit des abaques [1] dont l'exemple joint (Fig. 1) concerne l'application du test unilatéral pour une expérience à 2 traitements.

d) Il a été montré que les calculs précédents peuvent s'appliquer avec une suffisamment bonne approximation pour la comparaison de plus de 2 traitements, y compris dans le cas d'essais factoriels (à condition qu'il n'y ait pas d'interaction entre traitements).

IV. — EXEMPLES DE DÉTERMINATION DU NOMBRE DE RÉPÉTITIONS NÉCESSAIRES

Soit une expérience sur palmier à huile étudiant la supériorité éventuelle d'une dose d'engrais azoté par rapport à un témoin sans engrais, tant sur la teneur foliaire en azote que sur la production de régimes :

Pour la teneur en azote, on se fixera les paramètres suivants : α = 0,05, β = 0,10, Δ = 6 p. 100, CV = 3 p. 100.

Autrement dit :

— on accepte un risque de 5 p. 100 de conclure à une différence observée due au traitement, alors qu'elle est due au hasard ;

— on prend le risque de 10 p. 100 de ne pas être capable de mettre en évidence une supériorité du traitement azoté équivalente à 6 p. 100 de la teneur moyenne, dans le cadre d'une variabilité qu'on sait être de l'ordre de 3 p. 100 (CV) ;

— le calcul aboutit à la nécessité de faire 5 répétitions (la lecture de l'abaque en donnant 6).

Pour la production de régimes, les paramètres fixés deviennent : α = 0,05, β = 0,10, Δ = 10 p. 100, CV = 10 p. 100.

Autrement dit :

— on prend les mêmes risques α et β que dans le premier exemple mais, sachant que la variabilité de la production de régimes est plus élevée (CV = 10 p. 100), on se résigne à être moins ambitieux sur la valeur de la différence à déceler (Δ = 10 p. 100) ;

— le calcul aboutit à la nécessité de 19 répétitions (l'abaque également).

V. — EXEMPLES DE DÉTERMINATION DE LA PLUS PETITE DIFFÉRENCE DÉCELABLE

Supposons maintenant que le nombre de répétitions soit limité à 9 pour des raisons d'ordre pratique. On s'interroge alors sur la valeur de la différence que l'expérience sera capable de déceler avec une probabilité 0,9 (β = 0,10).

Teneurs foliaires en azote (p. 100 de poids sec)	Production de régimes (kg/arbre)
n = 9 CV = 3 p. 100	n = 9 CV = 10 p. 100
α = 0,05 — — — > $t_2\,\alpha$ = 1,860,	
β = 0,10 — — — > $t_2\,\beta$ = 1,397.	

En utilisant la même formule que précédemment, on trouve Δ = 4,5 p. 100 pour les teneurs en azote et 15,4 p.

100 pour les productions (l'utilisation de l'abaque donne respectivement 4,9 et 16,4 p. 100). L'expérience sera donc précise pour les teneurs en azote, mais beaucoup moins pour les productions car elle sera seulement capable, avec une probabilité de 90 p. 100, de mettre en évidence une différence de 24 kg de régimes/arbre/an pour une production moyenne de 160 kg/arbre/an, par exemple.

CONCLUSIONS

L'exemple précédent montre que la différence importante de précision entre l'étude des teneurs en azote et celle des productions résulte des coefficients de variation.

Il est donc indispensable de tout mettre en œuvre pour réduire ces coefficients de variation :

— en choisissant un terrain et un matériel végétal aussi homogènes que possible ;

— en disposant judicieusement les parcelles expérimentales sur le terrain de façon à réduire l'hétérogénéité au sein des blocs et, dans une moindre mesure, entre blocs (voir les « Conseils » n^{os} 240 et 241).

En expérimentation palmier et cocotier, il n'est souvent pas possible de multiplier les répétitions autant qu'il serait souhaitable (surfaces homogènes en suffisance, coût des traitements et des observations). Il faut donc prendre des risques calculés qui résultent du meilleur compromis possible entre les paramètres α, β, CV, n et Δ en sachant que n est souvent limité par la pratique mais que le coefficient de variation dépend en grande partie de la qualité du travail de l'expérimentateur.

Ces quelques remarques doivent être présentes à l'esprit de l'expérimentateur tant pour la conception et la mise en place des essais que pour l'interprétation de leurs résultats.

NB. — Un autre « Conseil de l'IRHO » traitera de la conduite des expériences et de l'interprétation des résultats.

C. DANIEL, F. BONNOT.

RÉFÉRENCES

[1] PHILIPPEAU G (1979). — Puissance d'une expérience ITFC.
[2] BONNOT F — Les méthodes expérimentales utilisées à l'IRHO *(Note interne, non publiée).*

Setting up experiments in oil palm or coconut plantations

III. — Statistical considerations

INTRODUCTION

The preceding two « Advice Notes » (1) described the general principles behind field experiments and the practical steps to be followed to set them up. It seemed worthwhile completing these « Advice Notes » with a few statistical considerations on the rules which govern the choice of an experimental design, introducing, in particular, the concept of the confidence that can be accorded to the interpretation the differences observed

I. — GENERAL CONCEPT

The aim of an experiment is to compare the effects of treatments on plants and especially yields. It should enable the experimenter to make value judgements on differences observed Hence, an experiment is well designed if there is a high probability of it showing that the differences observed are, in fact, due to the effects of treatments, not to chance

II. — THE LIKELIHOOD OF ERROR

Because of soil and planting material heterogeneity, two given plots generally give different yields, even if they are located right next to each other. If a particular treatment is applied to the most productive plot, there is a likelihood of concluding, without proof, that the treatment has an effect on production. This is known as 1st degree risk. If the same treatment is applied to the plot which is naturally less productive, the opposite conclusion is likely to be drawn, i.e. that the effect exists but it is no enough to compensate the initial handicap. This is known as 2nd degree risk.

To reduce these two risks of errors numerous comparative replications are involved which assign random treatments for each plot.

1. — 1st degree risk.

1st degree risk is thus the probabililty of concluding that there is a difference between 2 treatments which does not really exist, given that this difference is actually due to chance. It is the experimenter himself who determines the upper limit of this probability. For agricultural experimentation, the α value of 0.05 or 0.01 is generally adopted, i.e. an observed difference will be accepted if it has a 5 p. 100 or 1 p. 100 possibility of being due to chance.

2. — 2nd degree risk.

2nd degree risk is the probability β of not detecting a real difference. On the other hand, the formula (1-β) is known as **experimental capacity** *as it represents the probability of revealing a given difference.*

Without going into all the mathematical details, it can be said that experimental capacity increases :

— when α increases, i.e. when the experimenter is more likely to conclude that there is a difference which does not exist ;

— when the difference to be measured is larger,

— and when the standard deviation of the difference between two treatments diminishes.

Given that the experimenter has determined the value of α beforehand, he can, in fact, only modify experimental capacity by

*(1) Parts I and II. IRHO Advice Notes N^{os} 240 and 241 (*Oléagineux, *1984, 39, N° 1, p. 7-12 and N° 2, p. 69-72).*

Retour au menu

diminishing standard deviation i.e. by reducing variability or by increasing the number of replications.

III. — HOW TO CALCULATE THE NUMBER OF REPLICATIONS

a) *For 2 comparative treatments, the number of replications (n) required can be determined by using the following formula :*

$$n = 2\left(\frac{CV}{\Delta}\right)^2 (t\,2\,\alpha + t\,2\,\beta)^2 \quad \textbf{(unilateral test)} \tag{1}$$

valid for $n < 30$ *where :*

— Δ = *difference between treatments in p. 100 of the mean,*

— *CV = coefficient of variation, i.e. standard deviation in p. 100 of the mean,*

— $t_2\,\alpha$ = *test value of the Student-Fisher tables (1),*

— $t_2\,\beta$ = *same definition as* $t_2\,\alpha$.

b) *The unilateral test described above answers the following question : is a new treatment better than one already known and considered as a control ? If this superiority is not confirmed, the* ***bilateral equation*** *test has to be brought into play :*

$$n = 2\left(\frac{CV}{\Delta}\right)^2 (t\alpha + t\,2\,\beta)^2 \tag{2}$$

c) *Using the preceding formulae, any of the 5 parameters can be deduced from the other 4. Graphs were drawn up [1] and the example shown here concerns the application of the unilateral test to an experiment with 2 treatments (Fig. 1).*

d) *It has been shown that the above calculations can be used with sufficiently good approximation to compare more than 2 treatments, including factorial trials (on condition that there is no interaction between treatments).*

IV. — EXAMPLES OF HOW TO DETERMINE THE NUMBER OF REPLICATIONS REQUIRED

Let us take an oil palm experiment designed to study the possible superiority of a given nitrogen rate compared to a control without fertilizer, as regards both leaf nitrogen contents and bunch production.

For the leaf nitrogen contents, *the following parameters were used :* $\alpha = 0.05$, $\beta = 0.10$, $\Delta = 6$ *p. 100,* $CV = 3$ *p. 100.*

In other words :

— *a 5 p. 100 risk is accepted of concluding that an observed difference is due to a treatment whereas it is due to chance ;*

— *a 10 p. 100 risk is taken of not being able to detect a nitrogen treatment superiority equivalent to 6 p. 100 of the mean content, within a variability value which is known to be around 3 p. 100 (CV) ;*

— *the calculation requires 5 replications (reading the graph gives 6).*

For bunch production, *the parameters become :* $\alpha = 0.05$, $\beta = 0.10$, $\Delta = 10$ *p. 100,* $CV = 10$ *p. 100.*

In other words :

— *the same risks* α *and* β *as in the first example are taken though, given that bunch production variability is higher (CV = 10 p. 100), a less ambitious approach is adopted as regards the value of the difference to be detected (*$\Delta = 10$ *p. 100) ;*

— *the calculation requires 19 replications (so does the graph).*

V. — EXAMPLES OF HOW TO DETERMINE THE SMALLEST DETECTABLE DIFFERENCE

Assuming, for practical reasons, that the number of replications is limited to 9, the value of the difference that the experiment will be capable of detecting with a probability of 0.9 ($\beta = 0.10$*) then has to be examined.*

Leaf nitrogen contents (p. 100 dry weight)	*Bunch production (kg/tree)*
$n = 9$ $CV = 3$ p. 100	$n = 9$ $CV = 10$ p. 100
$\alpha = 0.05$ — — — > $t_2\,\alpha = 1.860$,	
$\beta = 0.10$ — — — > $t_2\,\beta = 1.397$.	

Using the same formula as before, $\Delta = 4.5$ *p. 100 for nitrogen contents and 15.4 p. 100 for bunch production (if the graph is used, values are 4.9 and 16.4 p. 100 respectively). Hence, the experiment is precise for nitrogen contents, but much less so for bunch production, since it is only capable, with a probability of 90 p. 100, of detecting a difference of 24 kg of bunches/tree/year for a mean production of 160 kg/tree/year, for example.*

CONCLUSION

The above example shows that the considerable difference in precision between the study of nitrogen contents and that of bunch production results from coefficients of variation.

Hence, it is indispensable to do everything possible to reduce these coefficients of variation :

— *by choosing land and planting material which is as homogeneous as possible ;*

— *by carefully laying out experimental plots so as to reduce heterogeneity within the blocks and, to a lesser extent, between blocks (see Advice Notes Nos 240 and 241).*

In coconut and oil palm experiments, it is often impossible to have as many replications as one would like (insufficient land homogeneity, cost of treatments and observations). Hence calculated risks have to be taken which offer the best possible compromise between parameters α, β, *CV, n and* Δ *taking into account the fact that n is often limited in practice but that the coefficient of variation depends, to a large degree, on the quality of the experimenter's work.*

The experimenter should bear these remarks in mind, not only to design and set up trials but also to interpret results.

N B. — *Another « IRHO Advice note » will look into the running of experiments and interpretation of results.*

C. DANIEL, F. BONNOT.

---

(1) $t_2\,\alpha$ *= the number having the probability* α *of being exceeded, in absolute values, through a Student law at n-1 degree of freedom. For example, for* $n = 30$ *and* $\alpha = 0.05$, $t = 2.045$.

Retour au menu

Instalación de experimentos en plantaciones de palma africana o cocotero

III. — Consideraciones de orden estadístico (1)

INTRODUCCIÓN

Los dos « Consejos » anteriores trataban sobre los principios generales de la experimentación de campo y las disposiciones prácticas de la instalación ; hemos pensado que sería interesante completarlos con algunas consideraciones de orden estadístico sobre las reglas que prevalecen en la elleción de un dispositivo experimental, introduciendo entre otras cosas el concepto de la confianza que hay que tener a la interpretación de las diferencias observadas.

I. — PRINCIPIOS GENERALES

Un experimento tiene por objeto la comparación del efecto de los tratamientos en la planta, especialmente en el rendimiento. Debe permitir que el experimentador emita un juicio de valor sobre una diferencia observada. O sea que puede considerarse que un experimento ha sido bien concebido si tiene una fuerte probabilidad de mostrar que las diferencias observadas se deben efectivamente no al efecto de la casualidad sino al de los tratamientos.

II. — CONCEPTOS DE RIESGOS DE ERROR

Dos parcelas de plantación suelen tener rendimientos distintos, aunque sean contiguas, debido a la heterogeneidad de los suelos y del material vegetal. Como se aplique un tratamiento particular a la parcela más productiva, se corre el riesgo de llegar a la conclusión de que este tratamiento surte efecto en la producción, sin motivo válido para ello. En tal caso se habla de un riesgo de primer tipo. En cambio, como se realice el tratamiento en la parcela menos productiva en condiciones naturales, se corre riesgo de llegar a la conclusión de que un tratamiento produce un efecto real pero que no permite compensar la desventaja inicial, encontrándoselo poco eficaz ; eso consituye el riesgo de segundo tipo.

A fin de reducir estos dos riesgos de error, se usan muchas repeticiones de la comparación, atribuyéndose los tratamientos en cada una de las mismas por medio de sorteo.

1. — Riesgo de 1er tipo.

Este riesgo lo constituye la probabilidad de llegar a la conclusión de que hay una diferencia entre dos tratamientos, cuando no existe en realidad, por resultar de la casualidad. Al experimentador le toca fijar un límite superior de esta probabilidad ; éste adopta en general para la experimentación agrícola el valor α de 0,05 o 0,01 ; eso significa que aceptará la diferencia observada si sólo tiene un 5 p. 100 o un 1 p. 100 de probabilidad de resultar del azar.

2. — Riesgo de 2do tipo.

Este riesgo representa la probabilidad β de no descubrir una diferencia real. Al valor (1-β) se lo llama **potencia del experimento,** puesto que representa por el contrario la probabilidad de evidenciar una determinada diferencia.

Sin entrar en detalles de las justificaciones matemáticas, cabe considerar que la potencia de un experimento aumenta en los siguientes casos :

— cuando α aumenta, o sea cuando el experimentador corre más riesgo de llegar a la conclusión de que hay una diferencia, cuando en realidad no la hay ;
— cuando la diferencia que hay que medir es más fuerte ;
— por último, cuando la desviación-tipo de la diferencia entre dos tratamientos disminuye.

De hecho, por haber fijado previamente el experimentador el valor de α, sólo puede actuar sobre la potencia del experimento mediante una disminución de la desviación estándar, o sea reduciendo la variabilidad o aumentando el número de repeticiones.

III. — CÁLCULO DEL NÚMERO DE REPETICIONES

a) Cuando se trata de dos tratamientos que están siendo comparados, el número de repeticiones n se da por la siguiente formula :

(1) $$n = 2\left(\frac{CV}{\Delta}\right)^2 (t\,2\,\alpha + t\,2\,\beta)^2$$ **(prueba unilatéral)**

válido para n < 30, con :
— Δ = diferencia entre tratamientos en p. 100 del promedio,
— CV = coeficiente de variación, o sea desviación estándar en p. 100 del promedio.
— $t_2\,\alpha$ = valor del test de las tablas de Student-Fisher (2).
— $t_2\,\beta$ = misma definición que para $t_2\,\alpha$.

b) La prueba unilateral anterior responde a la siguiente pregunta « ¿ será superior un nuevo tratamiento a otro conocido ya y considerado testigo ? ». Si no se busca ninguna confirmación de semejante superioridad, cabe referirse en tal caso a la **prueba bilateral** de ecuación :

(2) $$n = 2\left(\frac{CV}{\Delta}\right)^2 (t\alpha + t\,2\,\beta)^2$$

c) De las fórmulas anteriores se puede sacar cualquiera de los 5 parámetros, conociéndose los otros 4. Se construyeron ábacos [1] que constan en el ejemplo anexo a la presente Hoja de Práctica Agrícola, que vale para la aplicación de la prueba unilateral para un experimento con 2 tratamientos (Fig. 1).

d) Se ha demostrado que los cálculos anteriores pueden aplicarse con una aproximación suficiente para que se pueda comparar más de 2 tratamientos, incluso en el caso de experimientos factoriales (siempre que no haya interacciones entre los tratamientos).

IV. — EJEMPLOS DE DETERMINACION DEL NÚMERO DE REPETICIONES NECESARIAS

Sea un experimento en palma africana que estudie la posible superioridad de una dosis de fertilizante nitrogenado con relación a un testigo sin fertilizante, tanto sobre el contenido de nitrógeno en las hojas como sobre la producción de racimos.

Por el contenido de nitrógeno, se fijarán los siguientes parámetros : α = 0,05, β = 0,10, Δ = 6 p. 100, CV = 3 p. 100

---

(1) Partes I y II : « Consejos del IRHO » Nos 240 y 241 (*Oléagineux*, 1984, **39,** N° 1, p. 7-12 ; N° 2, p. 69-72).

(2) $t_2\,\alpha$ = numero con probabilidad 2 α de hallarse sobrepasado, en valor absoluto, por una ley de Student con n-1 grado de libertad. Por ejemplo, para n = 30 y α = 0,05, t = 2,045.

Retour au menu

Dicho de otro modo :

— se acepta un riesgo de un 5 p. 100 de llegar a la conclusión de que la diferencia observada se debe al tratamiento cuando resulta de una casualidad ;

— se corre un riesgo de un 10 p. 100 de no ser capaz de poner de manifiesto una superioridad del tratamiento con nitrógeno equivalente a un 6 p. 100 del contenido medio, dentro de una variabilidad que según se sabe perfectamente, es de poco más o menos un 3 p. 100 (CV) ;

— el cálculo conduce al resultado de que se necesitan 5 repeticiones (cuando el ábaco indica que se necesitan 6).

Para la producción de racimos, los parámetros que se fijaron vienen a ser los siguientes : $\alpha = 0{,}05$, $\beta = 0{,}10$, $\Delta = 10$ p. 100, CV = 10 p. 100.

Dicho de otro modo :

— se corre los mismos riesgos α y β que en el primer ejemplo, pero considerándose que la variabilidad de la producción de racimos es más alta (CV = 10 p. 100), uno se conforma con ser menos ambicioso sobre el valor de la diferencia que hay que descubrir (Δ = 10 p. 100) ;

— el cálculo conduce al resultado de que se necesitan 19 repeticiones (el ábaco también).

V. — EJEMPLOS DE DETERMINACIÓN DE LA DIFERENCIA MAS PEQUEÑA QUE SE PUEDA DESCUBRIR

Supongamos ahora que el número de repeticiones se halle limitado a 9, por motivos de orden práctico. Uno se pregunta entonces cuál es el valor de la diferencia que el experimento sea capaz de descubrir con un 0,9 p. 100 de probabilidad ($\beta = 0{,}10$).

Contenidos de nitrógeno en las hojas (p. 100 de peso seco)	Producción de racimos (kg/árbol)
n = 9 CV = 3 p. 100	n = 9 CV = 10 p. 100

$\alpha = 0{,}05$ — — — > $t_2\,\alpha = 1{,}860$,
$\beta = 0{,}10$ — — — > $t_2\,\beta = 1{,}397$.

De emplearse la misma fórmula que en el caso anterior, se obtiene $\Delta = 4{,}5$ p. 100 para los contenidos de nitrógeno y 15,4 p. 100 para las producciones ; (el ábaco da respectivamente un 4,9 y un 16,4 p. 100). O sea que el experimento será preciso para los contenidos de nitrógeno, pero lo será mucho menos para las producciones, porque sólo podrá evidenciar con una probabilidad del 90 p. 100 una diferencia de 24 kg de racimos/árbol/ano por una producción promedio de 160 kg/árbol/ano, por ejemplo.

CONCLUSIONES

El ejemplo anterior muestra que la importante diferencia de precisión entre el estudio de los contenidos de nitrógeno y el de las producciones resulta de los coeficientes de variación.

Por lo tanto es indispensable emplear todos los medios para reducir estos coeficientes de variación :

— escogiéndose un terreno y un material vegetal lo más homogéneos posible ;

— disponiendo con acierto las parcelas experimentales en el campo, de modo a reducir la heterogeneidad dentro de los bloques, y en menor grado entre los diversos bloques (véase los « Consejos » Nos 240 y 241).

En muchas ocasiones en las experimentaciones sobre palma y cocotero no se puede multiplicar las repeticiones como sería de desear (con unas superficies homogéneas lo suficientemente numerosas y amplias, y debido al costo de los tratamientos y de las observaciones). O sea que se necesita correr riesgos calculados que resultan del major término medio posible entre los parámetros α, β, CV, n y Δ, considerándose que en muchos casos n se halla limitado concretamente, pero que gran parte del coeficiente de variación depende de la calidad del trabajo del experimentador.

El experimentador siempre debe tener presente estas pocas observaciones, tanto cuando se trata de concebir e instalar los experimentos como para interpretar sus resultados.

N.B. — En otro « Consejo del IRHO » se acometerán el manejo de experimentos y la interpretación de los resultados.

C. DANIEL, F. BONNOT.